

Validación española de la Escala de Agencia Personal y Empoderamiento (ESAGE-Sp-19)

Spanish Validation of the Personal Agency and Empowerment Scale (ESAGE-Sp-19)

José M. Rodríguez-Pellejero ¹, Juan L. Núñez ¹, Angeles Martel ²,
Desirée González ², Manuel Hernández-Rodríguez ², Debora Hernández ² *

1 - Department of Psychology, Sociology and Social Work, University of Las Palmas de Gran Canaria, Las Palmas de Gran Canaria, Spain.

2 - Las Palmas de Gran Canaria Town Hall Social Services. Spain.

Introducción
Método
Resultados
Discusión
Referencias

Recibido: 04/07/2023 **Revisado:** 21/09/2023 **Aceptado:** 28/09/2023

Resumen

La agencia personal y el empoderamiento son claves para el cambio y la promoción social. El objetivo de este estudio es desarrollar una versión corta y adaptada al español de la Escala de Agencia Personal y Empoderamiento (ESAGE) y analizar sus propiedades psicométricas. Los participantes fueron 599 estudiantes universitarios (edad, $M = 24.89$, $DT = 6.69$; 63.43% mujeres). La estructura del modelo se probó a través de enfoques factoriales exploratorios y confirmatorios. El Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) mostró un ajuste óptimo para el modelo con un Factor de segundo orden (Agencia Personal) y tres Factores de primer orden (Autoconfianza, Control Interno y Empoderamiento). Los valores alfa de Cronbach fueron aceptables. La regresión múltiple por pasos proporcionó evidencias de validez predictiva y el análisis factorial exploratorio utilizando las escalas de la ESAGE-Sp-19 y de ISP-20 reveló una solución unifactorial clara e interpretable. La ESAGE-Sp-19 se mostró fiable y válida en la población adulta española.

Palabras clave: *agencia personal, empoderamiento, disfunción ejecutiva, exclusión social, propiedades psicométricas*

Abstract

Personal agency and empowerment are keys to change and social promotion, measuring them is essential for intervening with people at risk of social exclusion. The aim of this study is to develop a Spanish-short and adapted version of the Personal Agency and Empowerment Questionnaire (ESAGE) and analyze its psychometric properties. Participants were 599 university students (age, $M = 24.89$, $SD = 6.69$; 63.43% women). The model's structure was tested through exploratory and confirmatory factorial approaches. The Confirmatory Factor Analysis showed an optimal fit for the model with a second-order factor (Personal Agency) and three first-order factors (Self-confidence, Internal Control, and Empowerment). Cronbach's alpha values were acceptable. Stepwise multiple regression provided evidence of predictive validity, and exploratory factor analysis using the ESAGE-Sp-19 and ISP-20 scales revealed a clear and interpretable unifactorial solution. The ESAGE-Sp-19 proved to be reliable and valid in the Spanish adult population.

Keywords: *personal agency, empowerment, executive dysfunction, social exclusion, psychometric properties*

* **Correspondencia a:** José M. Rodríguez-Pellejero. Facultad de Ciencias de la Educación c/ Santa Juana de Arco, 1 -Las Palmas de Gran Canaria 35004, España. Email: jose.pellejero@ulpgc.es. Teléfono: + 34 928 451 775.

Cómo citar este artículo: Rodríguez-Pellejero, M., J., Núñez L., J., Martel, A., González D., Hernández-Rodríguez, M., & Hernández, D. (2023). Validación española de la Escala de Agencia Personal y Empoderamiento (ESAGE-Sp-19). *Revista Evaluar*, 23(3) 61-76. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>

Participaron en la edición de este artículo: Débora Camponetti, Andrea Suárez, Eugenia Barrionuevo, Florencia Ruiz, Rodrigo Maderna, Jorge Bruera.

Introducción

La pobreza y la exclusión social siguen siendo grandes desafíos para la Unión Europea (UE), ya que los planes contra la pobreza y las políticas aplicadas no han logrado resolver el problema. En este contexto, la gestión que las personas en situación de riesgo y exclusión social hacen de las ayudas económicas y de las oportunidades de promoción social suelen ser puestas en cuestión.

Medir la competencia de los individuos para cambiar su propia situación personal y promocionar socialmente es una necesidad de los profesionales que intervienen con personas en situación de pobreza y exclusión social, esto permitiría diseñar itinerarios personalizados de inclusión social.

En la UE el riesgo de pobreza y de exclusión social se miden utilizando la tasa *At Risk Of Poverty or Exclusion* (AROPE), un índice de medida multidimensional que considera no sólo indicadores monetarios, sino también otros indicadores sociales. Este índice ha sido elaborado por EUROSTAT. Según EUROSTAT, en el año 2020, el 21.9% de la población de la UE se encontraba en riesgo de pobreza o exclusión social, en términos absolutos unos 96.5 millones de personas. En ese mismo informe se advierte que el riesgo de pobreza o exclusión social fue mayor para las mujeres que para los hombres (22.9% frente a 20.9%). Existen, también, importantes diferencias territoriales en cuanto a pobreza y exclusión dentro de la propia UE. España, con un índice AROPE del 26.4% se sitúa por encima de la media europea, solo Rumanía, Bulgaria y Grecia presentan índices superiores a España en pobreza y exclusión (Eurostat, 2023). A pesar de la gravedad del problema, especialmente en el territorio español, no existen instrumentos de medida validados en población española que permitan apreciar las diferencias individuales en cuanto a capacidad de promoción social.

Existe un consenso generalizado sobre la multidimensionalidad de la exclusión social y sobre el origen social, y no psicológico, de la pobreza. En este mismo sentido, Daminger et al. (2015, p.14), concluyen que la cuestión central no es qué hacen mal las personas que están en situación de pobreza, sino qué le está haciendo la pobreza a las personas, o qué características contextuales están distorsionando sus elecciones y acciones. En esta línea, se ha encontrado una bibliografía extensa sobre el papel mediador que tiene la pobreza en el desarrollo cognitivo (Fracchia et al., 2020; Johnson et al., 2016; Pepper & Nettle, 2017; Segretin et al., 2016; Yoshikawa et al., 2012) y concretamente sobre la capacidad de control de los individuos. La pobreza y la exclusión social estarían provocando un cambio en la estrategia de control, debilitando el control proactivo en favor del control reactivo (Rodríguez-Pellejero & Nuñez, 2018; Xu et al., 2020). Autores como Sheehy-Skeffington y Haushofer (2014) sostienen que la pobreza afecta a la capacidad de control de los individuos sobre su entorno, produciendo a su vez: disminución de la auto-eficacia percibida, estrés crónico, agotamiento de recursos cognitivos, mayor probabilidad de ceder ante pensamientos sesgados y reducción de la capacidad cognitiva, esto lleva a los individuos a tomar decisiones que, a largo plazo, perpetúan la situación de pobreza de estas personas.

En los estudios sobre los efectos que tiene la pobreza en el control cognitivo del individuo es posible encontrar dos grupos de teorías. Unas centradas en el aprendizaje social, que suelen referirse a las creencias de las personas y a una cierta “cultura de la pobreza” y otras centradas en el desarrollo neurocognitivo. El primer grupo de teorías enfatiza el papel de: la autonomía (Kagitcibasi, 2005), el locus de control (Rotter, 1966), la autoeficacia (Bandura et al., 1999; Bandura, 2000), o la agencia personal y el empoderamiento (Alkire, 2002,

2008; Pick et al., 2007; Pick & Sirkin, 2010). El segundo grupo de teorías enfatiza el papel de la carga cognitiva (Schilbach et al., 2016), la memoria (Farah et al., 2006), la respuesta regulatoria del estrés (Christian, 2015; Doom & Gunnar, 2013) y las funciones ejecutivas (Dickerson & Popli, 2016; Mani et al., 2013; Rodríguez-Pellejero & Nuñez, 2018; Shah et al., 2012).

En cualquier caso, muchos investigadores han relacionado determinadas variables cognitivas con la pobreza y algunos de ellos afirman que cuando los pobres actúan como agentes, reducen su propia pobreza de forma eficaz (Alkire, 2008; Bandura, 2001; Pick et al., 2007; Sen, 1985). A pesar de estas evidencias, no se tiene la constancia de la existencia de escalas o instrumentos validados en población española para medir agencia personal, y las escalas que miden agencia personal son útiles para medir las capacidades personales que tienen los individuos para salir de la pobreza, para fomentar la propia inclusión social o conseguir la propia sustentabilidad. Una escala diseñada con este propósito es la ESAGE (Pick et al., 2007), cuya versión original se validó en estudiantes mexicanos.

Pick et al. (2007) llevaron a cabo una investigación para validar la ESAGE y reportaron la existencia de dos constructos bien diferenciados pero relacionados: La Agencia personal y el Empoderamiento. Estos autores proponen el concepto de Agencia Personal (AP) para describir el proceso que lleva a una persona, informada y de manera auto-controlada, a tomar decisiones motivadas intrínsecamente y dirigirse hacia las metas propias, previamente definidas de forma autónoma (Pick & Sirkin, 2010). La AP se refiere a la competencia individual para cambiar la propia situación personal en un determinado contexto social (Pick et al., 2007). Las intenciones producidas por el sujeto, los significados y las motivaciones son centrales en la formación y el estado

de la AP. Se trata de un concepto adaptado del economista Amartya Sen (1985) y basado en la Teoría de la Agencia Humana de Bandura (2006). Este último define la agencia como el deseo de influir en el funcionamiento y las circunstancias de la vida. Sen, por su parte, se refiere a la agencia personal como “lo que una persona es libre de hacer y conseguir en la búsqueda de cualquier meta o valores que él o ella tome como importantes” (1985, p. 203).

El término empoderamiento ya se usaba antes de los años 70, pero fue a partir de entonces que empezó a usarse de forma más extendida, especialmente en entornos del movimiento feminista, de la educación popular y en movimientos de minorías que demandaban representación política (Úcar-Martínez et al., 2017). A partir de ahí, el término se ha usado con mucha frecuencia, especialmente en el campo de las ciencias sociales, incluso por el Banco Mundial (Chambers, 2001). Desde una perspectiva psicológica el empoderamiento viene impulsado por los mismos factores internos que se agrupan bajo el concepto de AP. “La agencia es un proceso interno que se define como empoderamiento cuando empieza a impactar al contexto” (Pick et al., 2007, p.299). Alkire (2005) sostiene que el concepto de agencia se incluye en el concepto de empoderamiento, de tal forma que, si queremos incrementar el empoderamiento, tendremos que incrementar la agencia, aunque esta no siempre implique empoderamiento. En esta misma línea, Pick et al. (2007) hacen una diferencia entre dos formas de empoderamiento, el impulsado internamente y el provocado por factores externos.

Concretamente, la ESAGE mide el Empoderamiento Intrínseco (EI), un constructo que hace referencia a la capacidad interna del individuo para influir en su contexto de manera sostenible, el EI es la capacidad de un individuo para cambiar el contexto, para promover el desarrollo a

nivel contextual, más allá del cambio en la propia situación personal. El EI puede definirse también como el impacto que tiene el individuo en su entorno cercano, en su familia, amistades, en sus organizaciones y, por extensión, el poder que tiene para generar un cambio social (Alkire, 2005; Pick et al., 2007). De esta forma, Pick et al. (2007), concluyeron que la ESAGE unía dos disciplinas a distintos niveles: psicología y economía. Los conceptos EI y AP unen, de abajo hacia arriba, la psicología (nivel micro) con la economía (nivel macro), ambos constructos enfatizan la centralidad del individuo como factor determinante en el éxito de los programas para la inclusión social y el desarrollo social, ambos son ingredientes importantes para el cambio y la promoción social (Pick & Sirkin, 2010).

Para el desarrollo de la ESAGE los autores realizaron una revisión de la literatura sobre las definiciones de Agencia en psicología, constatando la dificultad para su medición debido fundamentalmente a que la AP puede tomar distintas formas a la hora de manifestarse y a que se nombra usando diferentes conceptos en la literatura específica. La agencia puede tomar la forma de: toma de decisiones, negociación, asertividad, reflexión, análisis, etc. (Kabeer, 1999; Pick et al., 2007).

Por otro lado, en la literatura psicológica, la AP se nombra usando distintos conceptos: autoeficacia, autonomía, control, autodeterminación, etc. Dadas las similitudes teóricas de estos conceptos, el grupo de investigación de Pick propone el término AP como término paraguas que aglutina diferentes constructos psicológicos, aquellos que definen un mismo funcionamiento competente e individual (Pick et al., 2007).

La ESAGE se construye a partir de un conjunto inicial de ítems utilizados para medir: autoeficacia (Bandura et al., 1999; Bandura, 1998, 2001; Sherer & Adams, 1983); autonomía (Kagitcibasi, 2005); autodeterminación (Deci &

Ryan, 1985, 2000); locus de control (Rotter, 1966) y autorregulación (Metcalf & Mischel, 1999). A partir de estos conceptos Pick y sus colaboradores extraen una primera versión de la escala formada por 42 reactivos agrupados en las siguientes variables: 1) Auto-eficacia, 2) Autodeterminación, 3) Control sobre mis conductas, 4) Pensamiento independiente, 5) Identificación de necesidad de cambio, 6) Miedo al éxito, 7) Reconocimiento de mi aprendizaje, 8) Percepción de mi contexto y 9) Control sobre mi entorno (Pick et al., 2007). Posteriormente sometieron estos ítems a un análisis factorial exploratorio, de ejes principales (*principal axis*), con rotación oblicua (*oblimin*), en donde se asume que las dimensiones teóricas estaban relacionadas entre sí. En este primer análisis exploratorio los ítems se agruparon en dos factores prácticamente independientes entre sí, un Factor de 35 ítems que medía las competencias de cambio en la persona, denominado Agencia Personal y un segundo Factor conformado por 7 reactivos que medían la percepción que tiene la persona sobre su incidencia en su contexto y que denominaron Empoderamiento. Posteriormente confirmaron que ambos factores se encontraban leve, pero significativamente, correlacionados ($r = -.131, p < .01$). Para analizar la confiabilidad de la escala, los autores originales utilizaron el alfa de Cronbach y encontraron coeficientes de confiabilidad aceptables para cada una de las subescalas (Agencia Personal, $\alpha = .718$; Empoderamiento, $\alpha = .749$). Las conclusiones de este primer estudio apuntaban a que la ESAGE permitía evaluar, con adecuada validez y confiabilidad, el impacto conjunto producido por la agencia personal y el empoderamiento de las personas.

Hasta donde sabemos, los profesionales que trabajan con población en exclusión social en España no cuentan con instrumentos fiables para medir la AP ni el EI. Sin esta herramienta, no es posible conocer en qué medida los destinatarios

de los programas podrán gestionar con éxito sus propios proyectos de vida. Atendiendo a esta necesidad de la práctica profesional, nuestro objetivo fue desarrollar una versión adaptada al español de la ESAGE (Pick et al., 2007) y estudiar sus propiedades psicométricas. Además, la validación original de la ESAGE propuso la utilización de la puntuación global de la escala a partir de dos únicos factores, sin embargo, aún no se ha probado la interpretabilidad de la puntuación total de la ESAGE, ni se ha realizado un análisis confirmatorio de su estructura. Por lo tanto, teniendo en cuenta el origen multidimensional del constructo AP, nuestro objetivo fue probar las estructuras del modelo con dos, tres y cuatro dimensiones.

Para lograr nuestros propósitos, realizamos un análisis de ítems y una estimación de confiabilidad de las puntuaciones de la escala en nuestra muestra. Como evidencia de validez y para probar diferentes modelos factoriales de la ESAGE, realizamos un análisis factorial confirmatorio. Usamos el análisis factorial exploratorio para proporcionar evidencia de validez convergente entre agencia personal y disfunción ejecutiva.

Método

Participantes

La muestra de estudio estuvo compuesta por 599 estudiantes de la Universidad de Las Palmas de Gran Canaria (España) seleccionados por un muestreo de conveniencia en tres titulaciones; Grado de Maestro en Educación Primaria (22.4%), Grado de Relaciones Laborales (37.7%) y Máster Universitario de Formación del Profesorado (49.8%). La edad media de los participantes fue de 24.89 años (DE = 6.69) y el 63.43% eran mujeres. La edad media de las mujeres fue de 24.22 años (DE = 6.19) y la de los hombres de 26.06 (DE = 7.34).

Instrumentos

Una versión reducida y adaptada al castellano de la Escala de Agencia Personal y Empoderamiento (ESAGE; Pick et al., 2007) fue el cuestionario objeto de estudio. La versión de 19 ítems se obtuvo seleccionando los ítems más discriminativos y con mayores cargas factoriales de la versión completa adaptada. Se utilizó un formato de respuesta del tipo Likert de cinco opciones, codificadas entre 0 y 4 (*nunca* y *siempre*).

La versión española y abreviada del Inventario de Síntomas Prefrontales (ISP-20; Pedrero-Pérez & Ruiz-Sánchez de León, 2019) se incluyó en el estudio para el análisis de la validez convergente. El ISP-20 es un inventario de cribado que consta de 20 ítems que se responden en una escala del tipo Likert de cinco opciones (*nunca* y *siempre*) y miden tres factores: el primero (cuatro ítems) mide problemas para el control de la conducta social; el segundo (cuatro ítems) mide problemas para el control emocional y el tercero (12 ítems) mide problemas para el control ejecutivo. Según sus autores, los tres factores encontrados formaban parte de un suprafactor al que denominaron: sintomatología prefrontal. La consistencia interna de esta prueba en su conjunto ofrece, según estos mismos autores, valores adecuados (Ω de McDonald = .86; α de Cronbach = .86).

Procedimiento

Se adaptó la ESAGE (Pick et al., 2007) de acuerdo con la *International Test Commission* (2017). Inicialmente, exploramos la equivalencia entre las culturas mexicana y española con respecto a los constructos subyacentes a la ESAGE y consideramos las diferencias lingüísticas, psicológicas y culturales. Como resultado, concluimos que, tanto la ESAGE como sus dimensiones po-

drían extrapolarse a la cultura española.

Posteriormente, el proceso de adaptación cultural comenzó con dos miembros del equipo de investigación y cuatro profesionales de los Servicios Sociales Municipales con experiencia directa en el trabajo con personas excluidas socialmente. Investigadores y profesionales de atención directa adaptaron de forma independiente los elementos de la ESAGE. En esta versión preliminar, los seis miembros estuvieron de acuerdo en mantener la redacción de 23 ítems de los 42 ítems originales. A su vez, todos estuvieron de acuerdo en cambiar los 4 ítems que hacían referencia a “pena” (expresión mexicana que en España se identifica con vergüenza) y también en cambiar el término original “colonia”, que aparecía en los 7 ítem del factor empoderamiento, por el término “barrio”, de mayor uso en español. Hubo una discrepancia entre los miembros en la interpretación de otros 6 ítems, que fueron cambiados aceptando las propuestas alternativas que alcanzaron mayor consenso. La propuesta final contó con la aprobación del total de los seis miembros. Debido a diferencias culturales, en la versión final de la ESAGE-Sp-19, la redacción de los ítems 2, 5, 9 y 11 se modificó ligeramente (ver Tabla 1). La versión final se sometió a estudio empírico de carácter psicométrico.

Las personas que aceptaron participar proporcionaron su consentimiento informado por escrito y completaron el cuestionario autoadministrado en grupos de 20 a 60 personas. Se garantizó la confidencialidad y el anonimato, los estudiantes completaron el cuestionario en sus aulas, en presencia de un entrevistador.

Análisis de datos

Se realizaron análisis descriptivos (medias, desviaciones típicas, asimetría y curtosis) para

los 42 ítems de la ESAGE original adaptado. Los coeficientes de correlación ítem-subescala de los ítems seleccionados para la versión reducida se proporcionan como evidencia de la adecuación del ítem. Para probar la distribución normal de los datos, se utilizó la prueba de Kolmogorov-Smirnov. Además, llevamos a cabo un análisis paralelo optimizado, basado en un análisis de rangos mínimos para determinar el número de factores que se debía retener. Sobre la mejor solución obtenida se efectuó una rotación *Oblimin* y se estimaron criterios de simplicidad y estimación de residuos. La consistencia interna de la escala se estimó utilizando el alpha de Cronbach, puesto que son varios los autores que argumentan que alfa es el indicador menos sesgado de la consistencia de los ítems del tipo Likert (p. ej., [Zumbo et al., 2007](#)).

Para estudiar la estructura interna de la versión reducida y adaptada de la ESAGE se realizó un análisis factorial confirmatorio (AFC). Como método de estimación de parámetros se eligió, por ser un método robusto a la falta de normalidad, el DWLS (*Diagonally weighted least squares*). Se trata de uno de los algoritmos más recomendados cuando se usan escalas del tipo likert y cuando no se cumple la normalidad multivariada ([Jöreskog et al., 2001](#); [Morata-Ramírez et al., 2015](#)). Se probaron cuatro estructuras factoriales y para determinar el ajuste del modelo se ofrecen, además del Chi cuadrado, los siguientes índices de ajuste, escogidos por ser los que se ven menos afectados por el tamaño de la muestra: índice de bondad de ajuste (índice de ajuste GFI), comparativo (índice de ajuste CFI), no normalizado (NNFI), error cuadrático medio de aproximación (RMSEA), el índice de la raíz del cuadrado medio de los residuos (SRMR) y el índice de validación cruzada esperada (ECVI). Cuando GFI, CFI y NNFI toman valores cercanos a .90 o .95 indican un buen ajuste; RMSEA y SRMR < .05 indica un buen

ajuste y los valores entre .05 y .08 indican un ajuste aceptable; el índice de validación cruzada esperada (ECVI) es una aproximación a la bondad del ajuste que conseguiría el modelo estimado en otra muestra del mismo tamaño. Cuando se están comparando modelos, el menor valor de ECVI indica el modelo con mejor ajuste (Schermelleh-Engel et al., 2003).

Con el fin de proporcionar evidencia de validez basada en la relación con otras variables se realizó una regresión lineal múltiple. Mediante el procedimiento paso a paso de selección de variables se probó el poder explicativo de la nueva versión ESAGE-Sp-19 con respecto a tres resultados relacionados con el funcionamiento ejecutivo: problemas de control de la conducta social, problemas de control emocional y problemas con el control ejecutivo. El supuesto de linealidad se evaluó mediante los factores de inflación de la varianza (VIF) y la inspección visual de los residuos frente a las parcelas ajustadas resultantes de los modelos de regresión probados. Se realizó un análisis factorial exploratorio (utilizando factorización del eje principal con rotación oblicua) para proporcionar evidencia de la validez convergente, incluyendo la versión adaptada y reducida de la ESAGE y el ISP-20.

Resultados

Análisis de los ítems

Los resultados de las estadísticas descriptivas se pueden ver en la Tabla 1. No se observó estructura bimodal en los ítems. En general, los valores de asimetría y curtosis estuvieron por debajo del valor absoluto de 1 para todos los ítems, excepto en el ítem 37 del factor Empoderamiento, que fue eliminado de la versión corta ESAGE-Sp-19 por presentar los valores más altos de asimetría y curtosis. La prueba de Kolmogorov-

Smirnov indicó que los ítems tenían una distribución no normal. El valor más alto de la correlación ítem-test fue .51.

Dimensionalidad y consistencia interna

Los índices de ajuste obtenidos en el AFC de la escala original de dos factores y 42 ítems fueron los siguientes: $\chi^2 = 3083,42$ ($gl = 818$, $N = 599$, $p < .001$), $RMSEA = 0,068$, $NNFI = 0,82$, $CFI = .83$, $GFI = .90$, $SRMR = .079$, $ECVI = 5.440$. Los valores de las cargas factoriales oscilaron entre .10 y .66. Siguiendo a Marsh et al. (2010), se seleccionaron los siguientes ítems de la escala original: 2, 6, 9, 12, 13, 15, 17, 18, 19, 22, 23, 32 y 33 (factor AP) y 36, 38, 39, 40, 41 y 42 (factor E). Como se puede observar en la Tabla 1, los ítems seleccionados mostraron valores elevados de pesos factoriales ($\geq .41$) y correlación ítem-test ($\geq .25$). A pesar de tener altos pesos factoriales y correlaciones ítem-test, los ítems 4, 20 y 24 no fueron seleccionados por motivos teóricos. Una vez obtenidos los ítems de la versión corta de la escala (ESAGE-Sp-19), se probaron diferentes estructuras factoriales. La Tabla 2 muestra los resultados de las pruebas de estructuras de cuatro factores. El AFC no apoyó estructuras de un solo factor.

El modelo original de dos factores y 42 elementos tenía una consistencia interna aceptable, pero las cargas de los elementos del factor AP oscilaban entre .10 y .61, de estos elementos, 11 tenían cargas factoriales $< .30$. Además, los índices de ajuste cuestionaron el ajuste del modelo. Se probó un segundo modelo factorial con una solución de dos factores. El AFC mostró un buen ajuste, la correlación de Pearson entre los dos factores fue significativa ($r = .11$). Todas las cargas factoriales estuvieron por encima de .49 (AP) y .71 (E). El análisis de consistencia interna reveló valores óptimos para cada una de las subescalas

Tabla 1

Estadísticas descriptivas, cargas factoriales y correlación ítem-test corregida de la ESAGE.

Escala AP	M	SD	Skewness	Kurtosis	Factor loading	Ítem-test <i>r</i>
Me es difícil expresar mi opinión públicamente.	3.4	1.14	-.29	-.67	.51	.47
Me siento inseguro cuando tomo decisiones*.	3.27	1.02	-.16	-.52	.59	.48
Dejo las cosas a medias.	3.91	.98	-.66	-.21	.36	.24
Tengo iniciativa para hacer las cosas.	3.84	.87	-.41	-.12	.43	.47
Me cuesta trabajo terminar lo que estoy haciendo.	3.61	.93	-.23	-.17	.37	.24
Me es difícil saber qué esperar de la vida*.	3.28	1.09	-.22	-.62	.60	.49
Exijo mis derechos, aunque otros no estén de acuerdo.	3.58	.98	-.36	-.31	.19	.01
Busco la solución a un problema, aunque otros me digan que no hay.	4.04	.88	-.61	-.26	.25	.30
Me da vergüenza equivocarme*.	3.16	1.21	-.19	-.88	.54	.44
Cumplir con mis planes está fuera de mi control.	4.05	.88	-.71	.15	.38	.27
Cuando tengo un problema, sé lo que necesito para solucionarlo.	3.41	.80	-.07	.15	.36	.39
Me da vergüenza hablar en público*.	3.34	1.23	-.30	-.80	.49	.43
Tapo mis errores para que nadie se dé cuenta*.	3.56	1.05	-.44	-.36	.42	.31
Encuentro soluciones novedosas a problemas difíciles.	3.17	.88	-.03	-.23	.30	.38
Me desespero ante situaciones difíciles*.	3.26	1.02	-.24	-.34	.61	.51
Dejo que las cosas sucedan en vez de planearlas.	3.36	.92	-.05	-.11	.39	.28
Siento que tengo poco control sobre lo que me pasa*.	3.68	.94	-.55	.07	.53	.43
Hago menos cosas de las que soy capaz de hacer*.	3.06	1.17	0	-.84	.47	.36
Me siento incapaz de cumplir lo que me propongo*.	4.05	.87	-.66	-.01	.54	.43
Me es difícil saber con quién puedo contar cuando me ocurre algo negativo.	3.85	1.2	-.88	-.18	.43	.33
Lo que ocurre en mi vida está bajo mi control.	3.46	.88	-.08	-.07	.25	.24
Sólo empiezo con ganas algo cuando me parece fácil*.	3.62	1.01	-.49	-.25	.47	.40
Le doy demasiada importancia a las opiniones de los demás*.	3.38	1.09	-.27	-.55	.55	.46
Me da vergüenza que me elogien.	3.09	1.18	-.07	-.81	.42	.32
Me gusta tener responsabilidades.	3.72	.95	-.49	.1	.27	.34
Me quejo a las autoridades cuando hay un abuso.	3.15	1.2	-.12	-.9	.10	.25
Es mejor tomar decisiones que esperar a ver lo que pasa.	3.92	.88	-.34	-.54	.29	.28
Sé por qué me pasan las cosas.	3.58	.93	-.28	-.12	.21	.25
Me gusta ser el primero en hacer cosas nuevas.	3.26	1.02	-.22	-.26	.19	.25
Me es fácil tomar decisiones.	3.19	1.02	-.11	-.35	.31	.29
Hago lo que creo que es mejor para mí sin importar lo que otros crean.	3.26	1.07	-.15	-.59	.25	.22
Me da vergüenza cobrar lo que me deben*.	3.2	1.33	-.14	-1.13	.41	.29
Tengo que aguantarme con la vida que me tocó*.	3.82	1.14	-.76	-.13	.45	.36
Conozco las leyes de mi país.	3.27	1.01	-.18	-.54	.39	.27
Pienso que este mundo lo dirigen aquellos que tienen poder.	2.31	1.31	.78	-.54	.29	.16

Escala E	M	SD	Skewness	Kurtosis	Factor loading	Ítem-test <i>r</i>
En mi barrio/comunidad ayudo a resolver los conflictos que se presentan*.	2.02	1.08	.81	-.24	.66	.34
En mi barrio/comunidad participo en las asambleas o juntas vecinales.	1.50	.92	1.86	2.75	.57	.32
Opino sobre lo que debe hacerse para mejorar mi barrio/comunidad*.	2.88	1.28	.03	-1.11	.65	.34
En mi barrio/comunidad conozco a las autoridades que me representan*.	2.95	1.41	.05	-1.28	.50	.31
Se cuáles son los problemas de mi barrio/comunidad*.	2.48	1.18	.31	-.88	.62	.34
Estoy enterado de los planes que el gobierno tiene para mi barrio /comunidad*.	2.32	1.13	.46	-.71	.65	.37
Quiero lograr cambios en mi barrio/comunidad*.	3.00	1.22	-.05	-.98	.58	.25

Nota. Ítems seleccionados para la versión reducida ESAGE-Sp-19.

por separado, AP ($\alpha = .82$; $\Omega = .82$), E ($\alpha = .80$; $\Omega = .80$) y para el total de la ESAGE-Sp-19 ($\alpha = .80$; $\Omega = .77$). El modelo 3 probó una solución de un factor de segundo orden (AP) y tres factores de primer orden. Todas las cargas factoriales estuvieron por encima de .62 en el factor denominado Autoconfianza (AC), por encima de .55 en el factor denominado Control Interno (CI) y por encima de .66 en el factor E. Las correlaciones de Pearson de la variable latente (AP) con las variables de primer orden fueron: AP-AC = .89; AP-CI = .88, AP-E = .11. Las correlaciones entre las variables de primer orden fueron: AC-E = .10; CI-E = .11; AC-CI = .57. Este modelo presenta un buen

ajuste según los índices de ajuste evaluados, con el valor más bajo en el índice ECVI. El análisis de consistencia interna reveló valores aceptables para los factores de primer orden; E ($\alpha = .82$; $\Omega = .82$), AC ($\alpha = .74$; $\Omega = .75$) y CI ($\alpha = .71$; $\Omega = .71$). Finalmente, se probó un cuarto modelo factorial. Estos 4 factores de primer orden mostraron bajos coeficientes de confiabilidad en las puntuaciones de los factores de primer orden: AC ($\alpha = .74$; $\Omega = .75$), CI ($\alpha = .62$; $\Omega = .62$), Autodeterminación ($\alpha = .62$; $\Omega = .62$) y E ($\alpha = .82$; $\Omega = .82$). Además, mostró índices de ajuste adecuados pero un índice ECVI ligeramente superior al del modelo 3.

Tabla 2

Índices de bondad de ajuste para los modelos probados.

Modelo	NNFI	CFI	GFI	RMSEA	SRMR	ECVI	$\chi^2(df)$
Modelo 1	.82	.83	.90	.068	.079	5.440	3083.42 (818) ***
Modelo 2	.98	.98	.99	.030	.045	.584	233.19 (151) ***
Modelo 3	.99	.99	.99	.022	.042	.457	191.19 (149) **
Modelo 4	.99	.99	.99	.022	.040	.520	185.13 (146) **

Nota.

Modelo 1 = Modelo original de dos factores y 42 ítems.

Modelo 2 = Modelo de dos factores y 19 ítems.

Modelo 3 = Tres factores de primer orden, un factor de segundo orden y 19 ítems.

Modelo 4 = Cuatro factores de primer orden y 19 ítems.

*** $p < .001$.

** $p < .05$.

Validez predictiva y convergente

Para evaluar la validez predictiva se realizó un modelo de regresión múltiple por pasos en donde se controló la variable edad. La variable dependiente fue la disfunción ejecutiva, evaluada por los tres factores de la escala ISEP-20. Se introdujeron como variables independientes los tres factores de primer orden de la ESAGE-Sp-19 obtenidos en el modelo 3: AC, CI y E. Los resultados mostraron que un modelo formado por AC, CI y E explicaba el 30% de las variaciones observadas en el puntaje total del ISP-20 (ver Tabla 3); el CI emerge como la variable que tiene mayor capacidad predictiva ($\beta = -.47$). El CI mostró poder predictivo sobre la disfunción ejecutiva y todas sus dimensiones. La AC presentó poder predictivo sobre problemas de control emocional y problemas de control conductual, pero no sobre problemas de comportamiento social. La E mostró poder predictivo solo sobre los problemas de control conductual y sobre la puntuación total de disfunción ejecutiva. No se observaron patrones de multicolinealidad en ninguno de estos modelos de regresión. Los resultados mostraron valores

bajos del factor de inflación de varianza (VIF).

En cuanto a las evidencias de validez convergente, el análisis factorial exploratorio con los factores de primer orden de ambas escalas reveló una solución de un único factor claro e interpretable (Tabla 4), con un polo positivo formado por los factores AC y CI de la ESAGE-Sp-19 y un polo negativo formado por los tres factores de la ISP-20, con cargas factoriales superiores a .30. La escala E no formó parte de la solución factorial.

Discusión

El presente estudio exploró las propiedades psicométricas de la versión española y reducida de la ESGAE (Pick et al., 2007). Hasta donde sabemos, este es el primer estudio que presenta una versión adaptada a la población española de un instrumento para medir agencia personal y empoderamiento; también, es el primer estudio que realiza un análisis psicométrico de las propiedades de la ESAGE utilizando el análisis factorial confirmatorio.

Nuestros resultados muestran el adecuado funcionamiento psicométrico de la escala con una

Tabla 3

Modelo de regresión múltiple por pasos de la variable dependiente disfunción ejecutiva y sus dimensiones.

DV	Model	R ²	β	T	F	P
Disfunción Ejecutiva (Total ISP-20)	(Intercept)			28.741		< .001
	Autoconfianza		-.10	-2.499		.013
	Autocontrol	.30	-.47	-11.139	84.464	< .001
	Empoderamiento		-.09	-2.561		.011
Problemas de control Emocional	(Intercept)			16.995		< .001
	Autoconfianza	.09	-.19	-4.143	31.744	< .001
	Control Interno		-.15	-3.317		< .001
Problema de control ejecutivo	(Intercept)			27.303		< .001
	Autoconfianza		-.09	-2.211		.027
	Control Interno	.30	-.48	-11.459	87.912	< .001
	Empoderamiento		-.11	-3.157		.002
Problema de control conducta social	(Intercept)			12.436		< .001
	Control Interno	.07	-.26	-6.713	45.070	< .001

Tabla 4
Solución Factorial para subescalas ISP-20 y subescalas ESAGE-Sp-19.

	Factor 1
ISP-20 Problemas de Conducta Social	-.329
ISP-20 Problemas de Control Emocional	-.375
ISP-20 Problemas de control Comportamental	-.643
ESAGE-Sp-19 Autoconfianza (AC)	.640
ESAGE-Sp-19 Control Interno (CI)	.840

adecuada consistencia interna. Aportamos evidencias de la validez basada en la estructura interna de la escala y su relación con otras variables de su red nomotética. Los valores estimados de consistencia interna de las escalas de Agencia personal y Empoderamiento son adecuados y ligeramente superiores a los reportados anteriormente (Pick et al., 2007). Para las dimensiones de Agencia Personal y Empoderamiento, los valores son adecuados y superiores a los de la versión de 42 ítems (Pick et al., 2007).

El análisis factorial exploratorio realizado para la versión de 42 ítems no respaldó la estructura factorial de esta escala y 23 de los 42 ítems mostraron cargas factoriales muy bajas. En su versión original, la ESAGE (Pick et al., 2007) se construyó a partir de las medidas de autoeficacia, autonomía, control, autorregulación y autodeterminación, por lo que algunos teóricos posteriores señalan que esta escala brinda una estructura poco explicativa de la agencia personal (Maytorena-Noriega, 2020).

Nuestro estudio probó varios modelos a partir de los 19 ítems seleccionados por sus cargas factoriales, en donde se encontró que la estructura original de dos factores, agencia personal y empoderamiento, tenía valores de ajuste aceptables y explicaban el 32% de la varianza. Pero fue un modelo con una estructura factorial de un factor de segundo orden (Agencia Personal), formado por dos factores de primer orden, y un tercer factor independiente de primer orden (Empoderamiento), el cual mostró los mejores valores de ajuste y una

varianza explicada del 35%. Dado que el modelo unidimensional no encajó, recomendamos que la puntuación total de la ESAGE no se calcule a partir de los ítems originales y proponemos la utilización de la versión reducida y adaptada de la ESAGE-Sp-19 para la población española. Se recomienda calcular la Agencia Personal a partir de los 13 ítems de la ESAGE-Sp19 que componen las dimensiones AC-CI y, por otro lado, calcular el Empoderamiento a partir de los 6 ítems seleccionados.

Aunque la suma de la puntuación total de la ESAGE-Sp-19 puede ser de utilidad en la práctica y para determinar los apoyos que las personas pueden necesitar en la autogestión de proyectos de vida, debemos señalar que se trata de dimensiones distintas, aunque relacionadas.

El análisis convergente reveló que las dimensiones de la ESAGE-Sp-19 no difieren de las dimensiones de disfunción ejecutiva medidas con el ISP-20. En sentido contrario, la agencia personal converge con la disfunción ejecutiva y emerge como el polo positivo de un continuo entre agencia personal y disfunción ejecutiva (en el polo negativo). Los dos constructos están relacionados y muestran coherencia teórica, diferenciándose ambos del Empoderamiento, un constructo relacionado pero independiente.

Está bien documentado que, tanto la agencia personal como el funcionamiento ejecutivo se asocian con la toma de decisiones, también con el control de la conducta, la planificación y la consecución de objetivos (Bandura et al., 1999;

Bandura, 2001; Pick & Sirkin, 2010; Wolf & Jonker, 2020). De los análisis multivariados de nuestro estudio emerge un modelo predictivo de la disfunción ejecutiva formado por los tres factores de primer orden de la ESAGE-Ssp-19. Algunos autores han señalado la relación existente entre las funciones ejecutivas, la autorregulación y la agencia personal (Sanders et al., 2019) y otros han relacionado la agencia personal y las funciones ejecutivas con el empoderamiento (Wolf & Jonker, 2020) Nuestros hallazgos apoyan dichos estudios. La agencia personal correlacionó de forma significativa con las llamadas funciones ejecutivas intelectuales y, también, con las llamadas funciones ejecutivas emocionales, sugiriendo que la Agencia Personal es un constructo que incluye habilidades cognitivas y emocionales, relacionado con la inteligencia, pero no equiparable a esta (Ardila, 2018).

Existe un debate teórico en la literatura científica sobre los factores que están detrás del deterioro que produce la exclusión social sobre el control cognitivo. Algunos investigadores sostienen la hipótesis del aprendizaje social, situando la auto-eficacia en la base del proceso de control o de la agencia personal (Alkire, 2002, 2008; Bandura et al., 1999; Pick et al., 2007; Pick & Sirkin, 2010). Otros investigadores sostienen la hipótesis de la incapacidad, enfatizando el déficit en el funcionamiento ejecutivo (Lurquin et al., 2014; Shilling & Brown, 2016).

En nuestra investigación, la regresión múltiple reveló que el CI tenía los coeficientes de regresión más altos en los modelos que tomaron como variable explicada los problemas en el control ejecutivo y de conducta social, también fue el predictor con mayor peso para la puntuación total en Disfunción Ejecutiva y el único estadísticamente significativo para explicar todas y cada una de las dimensiones del ISP-20. Dado que nuestros resultados evidencian un mayor peso del Control

Interno, una variable relacionada con el funcionamiento ejecutivo sobre el resto de las variables de carácter más social, nuestros resultados suponen una aportación en favor de la hipótesis de la capacidad cognitiva deteriorada, en concordancia con las investigaciones que sostienen que la exclusión social provoca un cambio en la estrategia de control, debilitando el control proactivo en favor del control reactivo (Xu et al., 2020; Rodríguez-Pellejero & Nuñez, 2018).

Si bien este estudio proporciona apoyo empírico para el uso de la ESAGE-Sp-19, deben tenerse en cuenta ciertas limitaciones. En comparación con los estudiantes universitarios, las personas en situación de exclusión social cronificada pueden tener más problemas de agencia personal (Njozela et al., 2018), de disfunción ejecutiva (Rodríguez-Pellejero & Nuñez, 2018) y de empoderamiento (Wolf & Jonker, 2020). Nuestro trabajo se realizó con una muestra de estudiantes universitarios, lo que limita el uso de la escala en otras subpoblaciones. Por lo tanto, la investigación futura debería probar las propiedades psicométricas de la ESAGE-Sp-19 en otras subpoblaciones, particularmente en muestras no universitarias de adultos jóvenes y en personas en situación de exclusión social leve, moderada y grave. Además, la mayoría de los participantes en este estudio eran mujeres. Los autores del ISP-20 reportaron diferencias de género en las puntuaciones obtenidas en esa escala; las mujeres puntuaron significativamente más alto en problemas de control emocional y los hombres lo hicieron en problemas de control de la conducta social (Pedrero-Pérez & Ruiz-Sánchez de León, 2019). No está claro si el género puede afectar la invarianza de la estructura de la ESAGE-Sp-19. Los estudios futuros (con muestras grandes) deberían explorar las posibles diferencias de género en agencia personal y empoderamiento y realizar análisis de equivalencia psicométrica, ya que algunos autores los consideran un requisito

fundamental previo a la comparación de resultados entre grupos (Peña-Contreras et al., 2020).

Finalmente, obtuvimos evidencias de validez de forma transversal a partir de la relación con otras variables. Dado que la utilidad de la ESAGE-Sp-19 radica en su capacidad para predecir la capacidad del sujeto de gestionar su propio proyecto de vida y promocionar socialmente, los estudios futuros deberían probar la validez predictiva de la ESAGE-Sp-19 en relación con la capacidad de las personas de cambiar su circunstancias personales y sociales. Explorar las posibles correlaciones entre ESAGE-Sp-19 y otros cuestionarios como el Inventario de los Problemas Interpersonales (IIP-32) desarrollado por Gómez-Penedo et al. (2022) o la Escala de Solución de Problemas en Directivos (ESOP-D) desarrollada por Vega-Valero et al. (2019), resultarían de especial interés para comprobar la validez convergente de nuestra Escala.

Teniendo en cuenta la evidencia de validez y confiabilidad proporcionada en este estudio, nuestros hallazgos apoyan el uso de la estructura original de dos factores de la ESAGE propuesta por Pick et al. (2007), considerando que la Agencia Personal no se puede considerar como factor de primer orden, sino el resultado de otros factores de primer orden como son la AC y el CI. Además, a la luz de nuestros resultados, el uso de la puntuación total de la escala podría usarse en la práctica para determinar el nivel de apoyo que necesita una persona en proceso de inclusión social. A mayor puntuación total en la ESAGE-Sp-19, menor será la necesidad de acompañamiento profesional y mayor la probabilidad de éxito en condiciones de igualdad de oportunidades. Del mismo modo, el ISP-20 se presenta como un cuestionario alternativo y de aplicación para medir dificultades con la agencia personal en personas en exclusión social.

Referencias

- Alkire, S. (2002). *Valuing Freedoms: Sen's capability approach and poverty reduction*. Oxford University Press. <https://doi.org/10.1093/0199245797.001.0001>
- Alkire, S. (2005). Subjective quantitative studies of human agency. *Social Indicators Research*, 74, 217-260. <https://doi.org/10.1007/s11205-005-6525-0>
- Alkire, S. (2008). Concepts and measures of agency. In K. Basu & R. Kanbur (Eds.), *Arguments for a better world: Essays in honor of Amartya Sen. Vol. 1, ethics, welfare and measurement* (pp. 455-474). Oxford University Press. <https://doi.org/10.1093/acprof:oso/9780199239115.003.0025>
- Ardila, A. (2018). Is intelligence equivalent to executive functions? *Psicothema*, 30(2), 159-164. <https://www.psicothema.com>
- Bandura, A. (1998). Health promotion from the perspective of social cognitive theory. *Psychology & Health*, 13(4), 623-649. <https://doi.org/10.1080/08870449808407422>
- Bandura, A. (2000). Self-efficacy: The foundation of agency. In W. J. Perrig & A. Grob (Eds.), *Control of human behavior, mental processes, and consciousness: Essays in honor of the 60th birthday of August Flammer* (pp. 17-33). Lawrence Erlbaum.
- Bandura, A. (2001). Social Cognitive Theory: An agentic perspective. *Annual Review of Psychology*, 52, 1-26. <https://doi.org/10.1146/annurev.psych.52.1.1>
- Bandura, A. (2006). Toward a psychology of human agency. *Perspectives on Psychological Science*, 1(2), 164-180. <https://doi.org/10.1111/j.1745-6916.2006.00011.x>
- Bandura, A., Freeman, W. H., & Lightsey, R. (1999). Self-efficacy: The exercise of control. *Journal of Cognitive Psychotherapy*, 13(2), 158-166. <https://doi.org/10.1891/0889-8391.13.2.158>
- Chambers, R. (2001). The world development report: Concepts, content and a chapter 12. *Journal of International Development*, 13(3), 299-306. <https://doi.org/10.1002/jid.784>
- Christian, L. M. (2015). Stress and immune func-

- tion during pregnancy: An emerging focus in mind-body medicine. *Current Directions in Psychological Science*, 24(1), 3-9. <https://doi.org/10.1177/0963721414550704>
- Daminger, A., Hayes, J., Barrows, A., & Wright, J. (2015). *Poverty interrupted: Applying behavioral science to the context of chronic scarcity* (Informe de investigación). Ideas42. <https://www.ideas42.org/project/poverty-interrupted>
- Deci, E. L., & Ryan, R. M. (1985). The General Causality Orientations Scale: Self-determination in personality. *Journal of Research in Personality*, 19(2), 109-134. [https://doi.org/10.1016/0092-6566\(85\)90023-6](https://doi.org/10.1016/0092-6566(85)90023-6)
- Deci, E. L., & Ryan, R. M. (2000). The “what” and “why” of goal pursuits: Human needs and self-determination of behavior. *Psychological Inquiry*, 11(4), 227-268. http://doi.org/10.1207/S15327965PLI1104_01
- Dickerson, A., & Popli, G. K. (2016). Persistent poverty and children’s cognitive development: Evidence from the UK Millennium Cohort Study. *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (Statistics in Society)*, 179(2), 535-558. <http://doi.org/10.1111/rssa.12128>
- Doom, J. R., & Gunnar, M. R. (2013). Stress physiology and developmental psychopathology: Past, present, and future. *Development and Psychopathology*, 25(4pt2), 1359-1373. <https://doi.org/10.1017/S0954579413000667>
- Eurostat. (Junio 2023). *Living conditions in Europe - Poverty and social exclusion*. [Artículo estadístico en línea] https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=Living_conditions_in_Europe_poverty_and_social_exclusion&oldid=549030#Key_findings
- Farah, M. J., Shera, D. M., Savage, J. H., Betancourt, L., Giannetta, J. M., Brodsky, N. L., Malmud, E. K., & Hurt, H. (2006). Childhood poverty: Specific associations with neurocognitive development. *Brain Research*, 1110(1), 166-174. <https://doi.org/10.1016/j.brainres.2006.06.072>
- Fracchia, C. S., Segretin, M. S., Hermida, M. J., Prats, L., & Lipina, S. J. (2020). Mediating role of poverty in the association between environmental factors and cognitive performance in preschoolers. *Argentinean Journal of Behavioral Sciences*, 12(2), 24-38. <https://doi.org/10.32348/1852.4206.v12.n2.26482>
- Gómez-Penedo, J. M., Fernández-Álvarez, J., Maristany, M., & Freiberg-Hoffmann, A. (2022). Inventario de Problemas Interpersonales-32 (IIP-32): Propiedades psicométricas y datos normativos en una muestra clínica de Argentina. *Revista Evaluar*, 22(2), 64-75. <https://doi.org/10.35670/1667-4545.v22.n2.38688>
- International Test Commission. (2017). *The ITC Guidelines for Translating and Adapting Tests* (2^{da} ed.). <https://www.InTestCom.org>
- Johnson, S. B., Riis, J. L., & Noble, K. G. (2016). State of the art review: Poverty and the developing brain. *Pediatrics*, 137(4), e20153075. <https://doi.org/10.1542/peds.2015-3075>
- Jöreskog, K. G., Sörbom, D., du Toit, S., & du Toit, M. (2001). *LISREL 8: New statistical features*. Scientific Software International.
- Kabeer, N. (1999). Resources, agency, achievements: Reflections on the measurement of women’s empowerment. *Development and Change*, 30(3), 435-464. <https://doi.org/10.1111/1467-7660.00125>
- Kagitcibasi, C. (2005). Autonomy and relatedness in cultural context: Implications for self and family. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 36(4), 403-422. <https://doi.org/10.1177/0022022105275959>
- Lurquin, J. H., McFadden, S. L., & Harbke, C. R. (2014). An electrophysiological investigation of the effects of social rejection on self-control. *The Journal of Social Psychology*, 154(3), 186-197. <https://doi.org/10.1080/00224545.2014.881768>
- Mani, A., Mullainathan, S., Shafir, E., & Zhao, J. (2013). Poverty impedes cognitive function. *Science*, 341(6149), 976-980. <https://doi.org/10.1126/science.1238041>
- Marsh, H. W., Martin, A. J., & Jackson, S. (2010). Introducing a short version of the physical self description questionnaire: new strategies, short-form evaluative criteria, and applications of factor analy-

- ses. *Journal of Sport and Exercise Psychology*, 32(4), 438-482.
- Maytorena-Noriega, M. de los A. (2020). Escala de Agencia Personal en Educación Superior: Diseño y valoración: Escala de Agencia Personal. *Psicumex*, 10(1), 39-60. <https://doi.org/10.36793/psicumex.v10i1.338>
- Metcalf, J., & Mischel, W. (1999). A hot/cool-system analysis of delay of gratification: Dynamics of willpower. *Psychological Review*, 106(1), 3-19. <https://doi.org/10.1037/0033-295X.106.1.3>
- Morata-Ramírez, M. A., Holgado-Tello, F. P., Barbero-García, I., & Mendez, G. (2015). Análisis factorial confirmatorio: Recomendaciones sobre mínimos cuadrados no ponderados en función del error Tipo I de Ji-Cuadrado y RMSEA. *Acción Psicológica*, 12(1), 79-90. <https://doi.org/10.5944/ap.12.1.14362>
- Njozela, L., Burns, J., & Langer, A. (2018). The effects of social exclusion and group heterogeneity on the provision of public goods. *Games*, 9(3), 55. <https://doi.org/10.3390/g9030055>
- Pedrero-Pérez, E. J., & Ruiz-Sánchez de León, J. M. (2019). Síntomas prefrontales en la vida diaria: Normalización y estandarización del Inventario de Síntomas Prefrontales Abreviado en población española. *Revista de Neurología*, 68(11), 459-467. <https://doi.org/10.33588/rn.6811.2018394>
- Pedrero-Pérez, E. J., Ruiz-Sánchez de León, J. M., Morales-Alonso, S., Pedrero-Aguilar, J., & Fernández-Méndez, L. M. (2015). Sintomatología prefrontal en la vida diaria: Evaluación de cribado mediante el Inventario de Síntomas Prefrontales Abreviado (ISP-20). *Revista de Neurología*, 60(9), 385-393. <https://doi.org/10.33588/rn.6009.2014545>
- Peña-Contreras, E. K., Lima-Castro, S. E., Arias-Medina, W. P., Bueno-Pacheco, G. A., Aguilar-Sizer, M. E., & Cabrera-Vélez, M. M. (2020). Propiedades psicométricas de la Escala Breve de Resiliencia (BRS) en el contexto ecuatoriano. *Revista Evaluar*, 20(3), 83-98. <https://doi.org/10.35670/1667-4545.v20.n3.31715>
- Pepper, G. V., & Nettle, D. (2017). The behavioural constellation of deprivation: Causes and consequences. *Behavioral and Brain Sciences*, 40, e314. <https://doi.org/10.1017/S0140525X1600234X>
- Pick, S., & Sirkin, J. (2010). *Breaking the poverty cycle: The human basis for sustainable development*. Oxford University Press.
- Pick, S., Sirkin, J., Ortega, I., Osorio, P., Martínez, R., Xocolotzin, U., & Givaudan, M. (2007). Escala Para Medir Agencia Personal y Empoderamiento (ESAGE). *Revista Interamericana de Psicología/ Interamerican Journal of Psychology*, 41(3), 295-304.
- Rodríguez-Pellejero, J. M., & Núñez, J. L. (2018). Relationship between attachment and executive dysfunction in the homeless. *Social Work in Health Care*, 57(2), 67-78. <https://doi.org/10.1080/00981389.2017.1344754>
- Rotter, J. B. (1966). Generalized expectancies for internal versus external control of reinforcement. *Psychological Monographs: General and Applied*, 80(1), 1-28. <https://doi.org/10.1037/h0092976>
- Sanders, M. R., Turner, K. M. T., & Metzler, C. W. (2019). Applying self-regulation principles in the delivery of parenting interventions. *Clinical Child and Family Psychology Review*, 22, 24-42. <https://doi.org/10.1007/s10567-019-00287-z>
- Schermelleh-Engel, K., Moosbrugger, H., & Müller, H. (2003). Evaluating the fit of structural equation models: Tests of significance and descriptive goodness-of-fit measures. *Methods of Psychological Research*, 8(2), 23-74.
- Schilbach, F., Schofield, H., & Mullanathan, S. (2016). The psychological lives of the poor. *American Economic Review*, 106(5), 435-440. <https://doi.org/10.1257/aer.p20161101>
- Segretin, M. S., Hermida, M. J., Prats, L. M., Fracchia, C. S., Ruetti, E., & Lipina, S. J. (2016). Childhood poverty and cognitive development in Latin America in the 21st Century. *New Directions for Child and Adolescent Development*, 152, 9-29. <http://doi.org/10.1002/cad.20162>
- Sen, A. (1985). Well-being, agency and freedom: The

- Dewey Lectures 1984. *The Journal of Philosophy*, 82(4), 169-221. <https://doi.org/10.2307/2026184>
- Shah, A. K., Mullainathan, S., & Shafir, E. (2012). Some consequences of having too little. *Science*, 338(6107), 682-685. <https://doi.org/10.1126/science.1222426>
- Sheehy-Skeffington, J., & Haushofer, J. (2014). The Behavioural Economics of Poverty. In United Nations Development Programme Istanbul International Center for Private Sector in Development (Ed.), *Barriers to and Opportunities for Poverty Reduction* (pp. 96-112).
- Sherer, M., & Adams, C. H. (1983). Construct validation of the Self-Efficacy Scale. *Psychological Reports*, 53(3), 899-902. <https://doi.org/10.2466/pr0.1983.53.3.899>
- Shilling, A. A., & Brown, C. M. (2016). Goal-driven resource redistribution: An adaptive response to social exclusion. *Evolutionary Behavioral Sciences*, 10(3), 149-167. <https://doi.org/10.1037/ebs0000062>
- Úcar-Martínez, X., Jiménez-Morales, M., Soler-Masó, P., & Trilla-Bernet, J. (2017). Exploring the conceptualization and research of empowerment in the field of youth. *International Journal of Adolescence and Youth*, 22(4), 405-418. <https://doi.org/10.1080/02673843.2016.1209120>
- Vega-Valero, C. Z., Hernández-Toledano, R. A., García-Arreola, O., Nava-Quiroz, C., & Ruíz-Méndez, D. (2019). Escala de Habilidades de Solución de Problemas en Directivos: Desarrollo y validación. *Revista Evaluar*, 19(3), 68-85. <https://doi.org/10.35670/1667-4545.v19.n3.26814>
- Wolf, J. R. L. M., & Jonker, I. E. (2020). Pathways to empowerment: The social quality approach as a foundation for person-centered interventions. *International Journal of Social Quality*, 10(1), 29-56. <https://doi.org/10.3167/IJSQ.2020.100103>
- Xu, M., Li, Z., Qi, S., Fan, L., Zhou, X., & Yang, D. (2020). Social exclusion modulates dual mechanisms of cognitive control: Evidence from ERPs. *Human Brain Mapping*, 41(10), 2669-2685. <https://doi.org/10.1002/hbm.24970>
- Yoshikawa, H., Aber, J. L., & Beardslee, W. R. (2012). The effects of poverty on the mental, emotional, and behavioral health of children and youth: Implications for prevention. *American Psychologist*, 67(4), 272-284. <https://doi.org/10.1037/a0028015>
- Zumbo, B.D., Gadermann, A.M., & Zeisser, C. (2007). Ordinal Versions of Coefficients Alpha and Theta for Likert Rating Scales. *Journal of Modern Applied Statistical Methods*, 6, 4. <https://doi.org/10.22237/jmasm/1177992180>